Banque du Canada Bank of Canada

Document de travail 2003-03 / Working Paper 2003-03

Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain

René Lalonde et Patrick Sabourin

Remerciements

Nous adressons nos remerciements à Robert Lafrance, Jean-François Perrault, Larry Schembri, et David Tessier pour leurs judicieux commentaires et leurs suggestions pertinentes.

ISSN 1192-5434

Imprimé au Canada sur papier recyclé

Document de travail 2003-03 de la Banque du Canada

Février 2003

Modélisation et prévision du taux de change réel effectif américain

René Lalonde

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
rlalonde@banqueducanada.ca

Patrick Sabourin

Département des Relations internationales
Banque du Canada
Ottawa, Ontario, Canada K1A 0G9
psabourin@banqueducanada.ca

Cette série a pour but de diffuser rapidement les résultats de recherches réalisés à la Banque du Canada. Elle vise à stimuler la discussion et à obtenir des suggestions. Les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs et n'engagent pas la Banque du Canada.

103-02777/

Table des matières

Résumé/Abstract v

1. Introduction 1

2. Modèles théoriques du taux de change 2
   - 2.1 Différentiel des taux d'intérêt réels 2
   - 2.2 Productivité relative de la main-d'œuvre 4
   - 2.3 Termes de l'échange 6
   - 2.4 Actifs nets à l'étranger et solde de la balance courante 7

3. Modèle à correction d'erreurs 7
   - 3.1 Tests de la cointégration 7
   - 3.2 Résultats de l'estimation et comportement du modèle 13
   - 3.3 Qualité des prévisions du modèle 16

4. Conclusion 18

Bibliographie 19

Annexe 1 : Variables pouvant potentiellement être cointégrées avec le taux de change réel ... 21

Annexe 2 : Comportement du modèle 23

Annexe 3 : Modèle alternatif 25

Résumé

Cette étude présente un modèle simple de prévision du taux de change réel effectif américain. Parmi un grand nombre de modèles à correction d'erreurs, nous avons choisi celui dont la qualité des prévisions hors échantillon, réalisées sur la période 1992T3-2002T1, était la meilleure. Au sein du modèle retenu, le taux de change réel effectif est cointégré avec la productivité relative et le prix réel du pétrole. La dynamique de court terme est fonction de l'évolution du différentiel des taux de croissance du PIB réel, de la première différence du ratio des actifs nets à l'étranger au PIB, du différentiel des taux d'intérêt réels et, finalement, des chocs ayant un effet temporaire sur le prix réel du pétrole et la productivité relative. Les exercices de prévision hors échantillon montrent que le modèle génère des erreurs quadratiques moyennes systématiquement et statistiquement beaucoup plus faibles que celles issues d'une marche aléatoire ou d'un modèle auto-régressif. Ce résultat est, en grande partie, attribuable à la grande stabilité des paramètres de la relation de cointégration.

Classification JEL : E17, F31, F47
Classification de la Banque : Méthodes économétriques et statistiques; Modèles économiques; Questions internationales; Taux de change

Abstract

This study describes a simple model for predicting the real U.S. exchange rate. Starting with a large number of error-correction models, the authors choose the one giving the best out-of-sample forecasts over the period 1992Q3–2002Q1. In the selected model, the effective real exchange rate is cointegrated with relative productivity and the real price of oil. The short-term dynamics depend upon the evolution of the difference in GDP growth rates, the first difference of the ratio of net foreign assets to GDP, the real interest rate differential, and shocks that have a temporary effect on the real price of oil and relative productivity. Out-of-sample forecasts reveal that the model generates mean-squared errors that are systematically and statistically much lower than those from a random-walk or an autoregressive model. This result is largely due to the great stability of the parameters of the cointegration relationship.

JEL classification: E17, F31, F47
Bank classification: Econometric and statistical methods; Economic models; International topics; Exchange rates

1. Introduction et motivation

Le taux de change est sans conteste une variable macroéconomique importante. Pour une petite économique ouverte, l'ajustement du taux de change permet de lisser les chocs affectant les termes de l'échange. Dans une économie moins ouverte, il favorise l'ajustement des prix relatifs entre le secteur des biens échangeables et celui des biens non échangeables. Empiriquement, le taux de change demeure cependant la bête noire des chercheurs. La littérature empirique montre qu'il est très difficile de bien prévoir et expliquer les fluctuations du taux de change.

Nous développons présentement un nouveau modèle de projection de l'économie américaine. Au sein de ce modèle, le taux de change entrera, par le biais de modèles à coûts d'ajustement polynomiaux (modèles « PAC »), dans la spécification des sentiers désirés des prix et des quantités des importations et des exportations. La relation entre ces variables et le taux de change réel impliquera le niveau de ce dernier. L'écart entre le niveau du taux de change et son niveau d'équilibre ne jouera aucun rôle explicite. Par conséquent, le modèle du taux de change vise essentiellement deux objectifs : prévoir et assurer une convergence du taux de change vers un équilibre stationnaire endogène. Nous n'avons pas besoin d'un modèle identifiant le sentier d'équilibre dynamique.

Dans cette perspective et à la lumière de la littérature, nous avons estimé plusieurs modèles à correction d'erreurs. Par la suite, nous avons choisi le modèle dont la qualité des prévisions hors échantillon, réalisées sur la période 1992T3-2002T1, était la meilleure. Au sein du modèle retenu, le taux de change réel effectif est cointégré avec la productivité relative et le prix réel du pétrole. La dynamique de court terme est fonction de l'évolution du différentiel des taux de croissance du PIB réel, de la première différence du ratio des actifs nets à l'étranger au PIB, de la première différence du différentiel des taux d'intérêt réels et, finalement, des chocs ayant un effet temporaire sur le prix réel du pétrole et la productivité relative. Les exercices de prévision hors échantillon montrent que le modèle génère des erreurs quadratiques moyennes systématiquement et statistiquement beaucoup plus faibles que celles issues d'une marche aléatoire ou d'un modèle auto-régressif. Ce résultat est, en grande partie, attribuable à la grande stabilité des paramètres de la relation de cointégration.

Le reste de cette étude se divise en trois sections. La Section 2 présente une brève revue de la littérature concernant les modèles théoriques du taux de change. Cette section vise à dresser la liste des variables pouvant potentiellement entrer dans la spécification du vecteur de cointégration et de la dynamique de court terme. La Section 3 décrit le modèle retenu et analyse les résultats. Les principales conclusions font l'objet de la dernière section.

2. Modèles théoriques du taux de change

Nous avons sélectionné les variables du modèle en fonction des travaux empiriques traitant de l'identification d'un lien de long terme entre le taux de change réel effectif américain et certains facteurs fondamentaux. Les facteurs qui reviennent le plus souvent sont les suivants : le différentiel des taux d'intérêt réels, la productivité relative de la main-d'oeuvre, le prix réel de l'énergie, le ratio des actifs nets à l'étranger au PIB et le différentiel des ratios des dépenses publiques au PIB. Faute de données, nous avons exclu le différentiel des ratios des dépenses publiques au PIB. Le but de cette section consiste à décrire brièvement les principaux canaux de transmission prévus par la théorie.

2.1 Différentiel des taux d'intérêt réels

Le différentiel des taux d'intérêt réels ainsi que le différentiel de la pente de la courbe des rendements ont largement été utilisés dans les équations de prévision du taux de change afin de prendre en compte autant l'influence de la politique monétaire que l'impact des variables financières. Le lien entre le différentiel des taux d'intérêt réels (et nominaux) et le taux de change réel, notamment exposé dans Baxter (1994), Edison et Pauls (1993) et MacDonnald (1998), découle de la parité non couverte des taux d'intérêt, soit :

$$E(\Delta s_{t+k}) = -\left(R_t - R_t^*\right). \tag{1}$$

où s représente le log du taux de change nominal, R et R^*, les taux d'intérêt nominaux intérieur et étranger (pour une obligation venant à échéance dans k périodes) et E, l'opérateur d'espérance mathématique[1] conditionnelle à la période t.

De cette condition d'arbitrage, il est possible de réécrire la parité des taux d'intérêt réelle non couverte en soustrayant le différentiel d'inflation de chaque coté de l'équation :

$$e_t = E_t e_{t+k} + r_t - r_t^*. \tag{2}$$

où e est le taux de change réel et r le taux d'intérêt réel. Cette équation indique que le niveau du taux de change réel dépend du taux de change attendu dans k périodes (k étant arbitraire) et du différentiel des taux d'intérêt réels.

1. À des fins de simplification, nous avons négligé le terme de la prime de risque.

Bien que les facteurs affectant le taux de change réel attendu dans k périodes soient inconnus (ces facteurs étant possiblement d'ordre réel, financier ou même spéculatif), Meese et Rogoff (1988) ont supposé qu'ils pouvaient refléter le taux de change réel d'équilibre, soit :

$$e_t = \bar{e} + r_t - r_t^*. \tag{3}$$

où, $\bar{e}$ représente le taux de change réel d'équilibre.

Certains cas particuliers découlent de cette forme générale. D'abord, pour la gamme des modèles monétaires où intervient la parité relative des pouvoirs d'achat, $\bar{e}$ devient une constante et le différentiel des taux d'intérêt réels détermine l'écart du taux de change réel par rapport à son équilibre. De plus, de façon à ce que le différentiel des taux d'intérêt réel influence positivement le taux de change réel à court terme, il faut que e s'ajuste graduellement (non pas instantanément). Les hypothèses que $\bar{e}$ et r-r^* sont I(0) concordent notamment avec le modèle d'ajustement excessif (« overshooting ») de Dornbush (1976). Dans ce modèle, la prépondérance des chocs monétaires implique un lien de causalité de court terme allant du taux de change nominal au taux de change réel. À court terme, le taux de change nominal s'ajuste rapidement aux chocs monétaires parce qu'il y a peu de friction dans le marché des actifs, alors que le taux de change réel s'ajuste graduellement vers son équilibre en raison de la rigidité des prix et des salaires.

Or, ces cas particuliers ont généralement été rejetés par les travaux empiriques. Premièrement, sur la période post Bretton-Wood, l'hypothèse de stationnarité du taux de change réel est loin d'avoir été validée. Ensuite, à la lumière des travaux empiriques, il n'est pas possible d'établir clairement le sens de la causalité entre le taux de change réel et le taux de change nominal. Meese et Rogoff (1983) et Breuer (1994) ont grandement remis en question la possibilité que l'origine des chocs au taux de change soit principalement monétaire. La non-stationnarité du taux de change réel suggère la possibilité que r-r^* soit I(1) et/ou que $\bar{e}$ soit influencé par des facteurs réels non stationnaires.

MacDonnald et Nagayasu (1999) trouvent un lien de cointégration entre r-r^* et e. Dans leur étude, le coefficient de la relation est de signe positif et le lien va du différentiel des taux d'intérêt réels au taux de change réel. Par contre, plusieurs autres études ont démontré l'importance de certaines variables réelles non stationnaires dans la détermination du taux de change réel d'équilibre. Ces variables énumérées au début de la présente section sont maintenant revues plus en détail.

2.2 Productivité relative de la main-d'oeuvre

D'abord, le taux de change réel (exprimé en logarithme) peut également se définir comme suit :

$$e_t = s_{t\langle e|d\rangle} + p_t - p_t^*. \tag{4}$$

où $s_{t\langle e|d\rangle}$ est le taux de change nominal exprimant le nombre d'unités monétaires étrangères par unité monétaire nationale, p le niveau des prix intérieurs et p^* le niveau des prix à l'étranger.

Cette équation implique qu'une augmentation du taux de change réel équivaut à une appréciation de la devise nationale. Ensuite, on peut diviser chacun de ces indices de prix entre le prix des biens échangeables et celui des biens non échangeables :

$$p_t = (1-\alpha_t)p_t^E + \alpha_t p_t^{NE}.0 < \alpha < 1. \tag{5}$$

$$p^*_t = (1-\alpha^*_t)p^*_t{}^E + \alpha^*_t p^*_t{}^{NE}.0 < \alpha^* < 1. \tag{6}$$

où α_t et α^*_t représentent les parts respectives des biens non échangeables (p. ex. les services) dans chacune des deux économies, p^E, le niveau des prix des biens échangeables et p^{NE} le niveau des prix des biens non échangeables.

De plus, si on applique la définition du taux de change réel aux biens échangeables seulement, on a :

$$e_t^E = s_{t\langle e|d\rangle} + p_t^E - p_t^{E*}. \tag{7}$$

Finalement, si nous substituons les équations (5), (6) et (7) dans l'équation (4) et que l'on réarrange les termes, on obtient :

$$e_t = \left(e_t^E - p_t^E\right) + p_t^{E*} - \left\{(1-\alpha^*_t)p^*_t{}^E + \alpha^*_t p^*_t{}^{NE}\right\} + (1-\alpha_t)p_t^E + \alpha_t p_t^{NE}. \tag{8}$$

$$e_t = e_t^E + \alpha^*_t\left(p^*_t{}^E - p^*_t{}^{NE}\right) - \alpha_t\left(p_t^E - p_t^{NE}\right). \tag{9}$$

De l'équation (9) on peut isoler deux sources possibles de mouvements du taux de change réel causés par un choc de productivité, soit le non-respect de la parité des pouvoirs d'achat pour

les biens échangeables (e^E) et/ou un quelconque mouvement du prix relatif des biens non échangeables.

En supposant que la parité des pouvoirs d'achat tienne pour le secteur des biens échangeables, le canal de transmission qui en découle est celui de la théorie de Balassa (1964) et Samuelson (1964). Cette théorie implique que ce sont les variations du prix relatif des biens non échangeables qui déterminent les fluctuations du taux de change à long terme. Dans un modèle à deux secteurs par économie et/où chaque secteur n'utilise que le travail comme facteur de production, la théorie de Balassa-Samuelson repose sur trois hypothèses.

D'abord, contrairement aux cas de la détermination des prix du secteur des biens échangeables, on suppose que les prix dans le secteur des biens non échangeables diffèrent entre les pays, puisqu'ils ne sont pas déterminés sur des marchés identiques.

Deuxièmement, on fait l'hypothèse que les firmes se concurrencent pour obtenir les services de travail, ce qui les oblige à rémunérer les travailleurs en fonction de leur productivité marginale et également de leur productivité moyenne, puisqu'il est supposé que les rendements du facteur de production sont constants à l'échelle. Dans ce contexte, lorsque la productivité du travail s'accroît, les firmes peuvent augmenter les salaires sans modifier leurs prix. Par contre, un accroissement des salaires qui ne s'accompagne pas de gains de productivité de la main-d'oeuvre incitera les firmes à relever leurs prix.

Troisièmement, Balassa et Samuelson ont supposé une mobilité parfaite de la main-d'oeuvre seulement à l'intérieur des frontières de chacun des pays. Cette hypothèse permet l'égalité des salaires entre les différents secteurs d'une même économie à long terme. En combinant les différentes hypothèses de la théorie de Balassa-Samuelson, on obtient les identités suivantes :

$$p^E = \frac{W}{PmT^E}, \tag{10}$$

$$p^{NE} = \frac{W}{PmT^{NE}}, \tag{11}$$

$$p^{*E} = \frac{W^*}{PmT^{*E}}, \tag{12}$$

$$p^{*NE} = \frac{W^*}{PmT^{*NE}}, \tag{13}$$

où w et w^* représentent les salaires nominaux intérieurs et les salaires nominaux à l'étranger, alors que PmT^E, PmT^{NE}, PmT^{*E} et PmT^{*NE} correspondent à la productivité marginale du travail au pays pour les secteur des biens échangeables et non échangeables, et à la productivité marginale à l'étranger pour ces mêmes secteurs. Puisqu'il est supposé que la productivité marginale du travail équivaut à la productivité moyenne, les prix relatifs (p) reflètent également les coûts unitaires de main-d'oeuvre.

Conséquemment, un choc de productivité positif touchant surtout le secteur des biens échangeables (p. ex. le secteur manufacturier) provoque une augmentation proportionnellement plus grande des coûts unitaires de main-d'oeuvre dans le secteur des biens non échangeables que dans le secteur des biens échangeables. Comme le différentiel des coûts unitaires s'accroît en fonction de l'écart de la productivité, il en résulte un ratio plus élevé du prix relatif des biens non échangeables par rapport au prix des biens échangeables dans le pays bénéficiant du choc de productivité. En supposant que les termes de l'échange demeurent constants, la hausse du ratio du prix des biens non échangeables à celui des biens échangeables équivaut à une augmentation du prix relatif par rapport à l'ensemble des biens, ce qui correspond à une appréciation du taux de change réel.

2.3 Termes de l'échange

Certaines études empiriques, dont Canzoneri et coll. (1999) et Engel (1999), ont rejeté fortement la parité des pouvoirs d'achat (PPA) pour les biens échangeables, surtout lorsque le dollar américain est utilisé comme monnaie de base. D'autres facteurs non stationnaires peuvent également expliquer le rejet de la PPA pour le secteur des biens échangeables.

Amano et Van Norden (1998), par exemple, ont identifié un lien de cointégration entre le taux de change réel effectif américain et le prix réel du pétrole. Ces auteurs trouvent, entre autres, que le lien de causalité de long terme va du prix réel de l'énergie vers le taux de change réel et que le signe de la relation est positif. De plus, le prix de l'énergie compterait pour l'essentiel de la relation de long terme. Selon ces auteurs, bien que la hausse du prix du pétrole détériore les termes de l'échange des États-Unis, sur une base relative, cette détérioration est moins prononcée que celle subie par les principaux partenaires commerciaux de ce pays.

Généralement, une amélioration des termes de l'échange tend à accroître la richesse nette du pays bénéficiaire. *Ceteris paribus*, la hausse de la richesse fait accroître la demande proportionnellement plus que l'offre pour les biens non échangeables. Par conséquent, une appréciation du taux de change réel s'avère alors nécessaire afin d'absorber l'excédent de la demande.

2.4 Actifs nets à l'étranger et solde de la balance courante

Le lien entre les actifs nets à l'étranger et le taux de change est un peu plus problématique. L'endogénéité de la balance courante nécessite, d'une part, que l'on se penche sur la nature des chocs qui peuvent affecter le solde extérieur et, d'autre part, que l'on distingue les effets de court terme de ceux de long terme. Par exemple, dans le cas où l'équivalence ricardienne n'est pas respectée, une hausse des dépenses publiques (choc de demande réelle) peut entraîner un déséquilibre entre l'épargne et l'investissement national, ce qui aurait un effet négatif sur le solde de la balance courante. Dans un modèle à deux secteurs par économie, le taux de change réel peut également s'apprécier suite à ce choc positif de demande réelle par le biais d'un accroissement du prix relatif des biens non échangeables. Toutefois, la persistance du déséquilibre entre l'épargne et l'investissement national entraîne une réduction du stock d'actifs nets à l'étranger (hausse de l'endettement). Pour éviter un accroissement continuel de l'endettement net extérieur, le taux de change devrait se déprécier à long terme pour garantir l'équilibre stocks-flux entre les différentes économies.

3. Modèle à correction d'erreurs

3.1 Tests de cointégration

Cette section vise à tester d'éventuels liens de cointégration entre les variables énumérées à la section précédente. Ces variables sont : le logarithme du prix réel du pétrole, le ratio des actifs nets à l'étranger au PIB, la productivité relative de la main-d'oeuvre[2] et les différentiels des taux d'intérêt réels de court et de long terme. L'Annexe 1 compare l'évolution du taux de change réel avec celle de ces variables. Les tests de racines unitaires montrent que le niveau des variables est non stationnaire[3].

Le Tableau 1 présente les résultats des tests de cointégration de Johansen appliqués à plusieurs combinaisons de variables et le Tableau 2 montre les différentes possibilités de vecteurs de cointégration[4]. Il est à noter que les tests sont effectués sur la période post-Volker (c.-à-d.

---

2. Il s'agit d'un indice utilisant le PIB réel divisé par le nombre d'emplois. La productivité des partenaires commerciaux américains inclut celle des autres pays du G-7, pondérés selon leurs poids relatifs dans les exportations américaines.
3. Les résultats concernant la stationnarité des différentiels des taux d'intérêt réel de court et de long termes sont ambigus.
4. Nous ne présentons pas de cas on intervient le différentiel des taux d'intérêt puisque les résultats concernant cette variable se sont avérés peu concluants.

1979T3-2002T1) puisque les données de la productivité relative ne sont pas disponibles avant 1979. Nous utilisons cinq retards et, dans tous les cas, il n'y a pas de corrélation des résidus. Finalement, lorsque nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, les tests concluent qu'il n'y a qu'une seule relation de cointégration.

Nous constatons qu'il existe une relation de cointégration dans laquelle interviennent le prix réel du pétrole, les actifs nets à l'étranger et la productivité relative. De plus, selon les résultats, toutes ces variables sont faiblement exogènes par rapport au taux de change réel[5]. Nous pouvons donc estimer l'équation du taux de change réel séparément. Dans le but de tester l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients associés à certaines variables sont statistiquement non significatifs, nous avons envisagé plusieurs cas où nous excluons l'une des variables du vecteur de cointégration. Il appert que la présence de la productivité relative est essentielle à la relation de cointégration. De plus, nous continuons de rejeter l'hypothèse qu'il n'existe pas de relation de cointégration entre le taux de change réel, les actifs nets à l'étranger et la productivité relative. Abstraction faite du test reposant sur la statistique PGp[6], nous obtenons le même résultat si nous remplaçons les actifs nets à l'étranger par le prix réel du pétrole. Ces résultats semblent indiquer que nous pouvons envisager deux spécifications. La première implique une relation de cointégration entre le taux de change réel, les actifs nets à l'étranger et la productivité relative. La deuxième option repose sur une relation de cointégration entre le taux de change réel, le prix réel du pétrole et la productivité relative.

Dans le but de tenter de départager davantage ces deux options, nous avons effectué des tests de cointégration de Saikkonen (1991). Ces tests prennent en compte l'endogénéité des variables. Le nombre de retards et d'avances a été sélectionné à l'aide du critère d'Akaike. Dans tous les cas, les tests donnaient cinq. Les tests de Saikkonen viennent confirmer les résultats obtenus à l'aide de ceux de Johansen. Ils concluent que le taux de change réel est cointégré avec la productivité relative, le prix réel du pétrole et les actifs nets à l'étranger.

Toutefois, les résultats obtenus à l'aide de l'approche de Stock et Watson et présentés au Tableau 4 montrent que le coefficient associé aux actifs nets à l'étranger a le signe contraire à celui escompté à partir de la théorie. Les résultats montrent également que le prix réel du pétrole et les actifs nets à l'étranger semblent interchangeables. D'ailleurs, lorsque nous excluons le prix

5. Pour ce qui est de la productivité relative, les tests donnent des résultats ambigus. Toutefois, le coefficient d'ajustement est toujours positif au sein de l'équation de la productivité relative. Par conséquent, nous considérons la productivité relative comme étant faiblement exogène par rapport au taux de change.

6. Pour une description des différentes statistiques, voir Paquet (1994).

réel du pétrole du modèle, le coefficient associé aux actifs nets à l'étranger change de signe et devient positif, ce qui est prévu par la théorie. Par conséquent, deux spécifications semblent possibles. Nous avons choisi la spécification finale en fonction de la qualité des prévisions hors échantillon associées aux deux approches. Comme nous le verrons à la Section 3.3, il appert que les erreurs quadratiques moyennes liées au modèle reposant sur une relation de cointégration entre le taux de change réel, la productivité relative et le prix réel du pétrole sont environ deux fois moins importantes que celles issues du modèle alternatif.

La performance relativement bonne de notre modèle en matière de prévision hors échantillon s'explique en bonne partie par la stabilité des paramètres de la relation de cointégration. Inversement, la piètre performance du modèle alternatif, reposant notamment sur la présence de NFA, est liée à l'instabilité des paramètres de la relation de cointégration associée à ce modèle. Pour en faire la preuve, nous illustrons au Graphique 1 l'évolution du paramètre de la relation de cointégration associé à la productivité relative correspondant à trois possibilités de vecteurs de cointégration. Le premier implique une relation de cointégration entre le taux de change réel, NFA, le prix réel du pétrole et la productivité relative (c.-à-d. le modèle général). Le deuxième cas repose sur une relation de cointégration entre le taux de change réel, la productivité relative et le prix réel du pétrole (modèle retenu), et le dernier est basé sur une relation de cointégration entre le taux de change réel, la productivité relative et NFA (modèle alternatif).

Nous constatons que dès que NFA est inséré à la relation de cointégration, le paramètre associé à la productivité relative devient instable. Toutefois, ce paramètre est relativement stable si NFA est retiré de la relation de cointégration. Nous observons le même phénomène en ce qui a trait au paramètre associé au prix réel du pétrole (voir le Graphique 2). Le paramètre est relativement stable au sein du modèle retenu, alors que si nous ajoutons NFA dans la relation de cointégration, il devient instable. Finalement, le paramètre lié à NFA à l'intérieur de la spécification générale est fortement instable et change même de signe (voir le Graphique 3). Par conséquent, nous concluons que nous devons exclure NFA de la relation de cointégration.

À noter que l'importance du rôle de la productivité relative comme déterminant à long terme du taux de change réel effectif américain est mentionnée dans certaines études récentes, dont Gorbachev, Stoffels et Tille (2001) et Bailey, Millard et Wells (2001). Entre autres, ces auteurs affirment, sans toutefois le tester économétriquement, que les gains de productivité observés dans le secteur de la nouvelle économie sont l'élément le plus susceptible d'expliquer l'appréciation actuelle du dollar américain. Notre étude se distingue donc par son apport économétrique. En fait, l'effort consacré à la validation statistique des prévisions hors échantillon du modèle retenu est, à notre avis, un apport nouveau à la littérature.

La prochaine section présente les résultats d'estimation du modèle retenu et l'Annexe 3 décrit certains résultats associés au modèle alternatif.

Tableau 1 : Tests de cointégration de Johansen (hypothèse nulle : aucun vecteur de cointégration)

Variables	Trace	PG	PGp	Trace 90
Taux de change réel, productivité relative, prix réel du pétrole et NFA.	**70,56**	**65,93**	**53,11**	49,65
Taux de change réel, productivité relative et NFA.	**54,10**	**50,18**	**43,40**	32,00
Taux de change réel, productivité relative et prix réel du pétrole.	**37,04**	**34,66**	29,98	32,00

Tableau 2 : Vecteurs de cointégration (Johansen)

Taux de change	Productivité relative	NFA/PIB	Prix réel du pétrole	Constante
1	-5,34	-0,007	-0,050	-4,396
1	-5,83	-0,009	-	-4,556
1	-4,60	-	-0,244	-3,831

Tableau 3 : Tests de cointégration de Saikonnen (hypothèse nulle : aucun vecteur de cointégration)

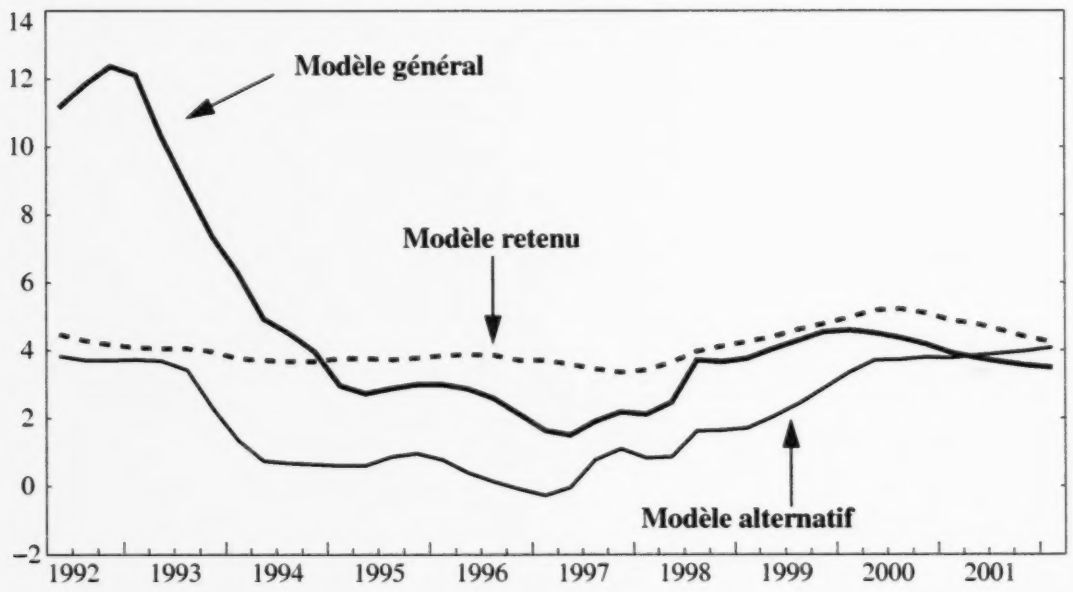
Variables	Stat.
Taux de change réel, productivité relative, prix réel du pétrole et NFA.	**-4,35***[a]**
Taux de change réel, productivité relative et NFA.	**-3,55***
Taux de change réel, productivité relative et prix réel du pétrole.	**-3,93****

a. Rejet de l'hypothèse nulle à un seuil de * 10 %, ** 5 %, *** 1 %.

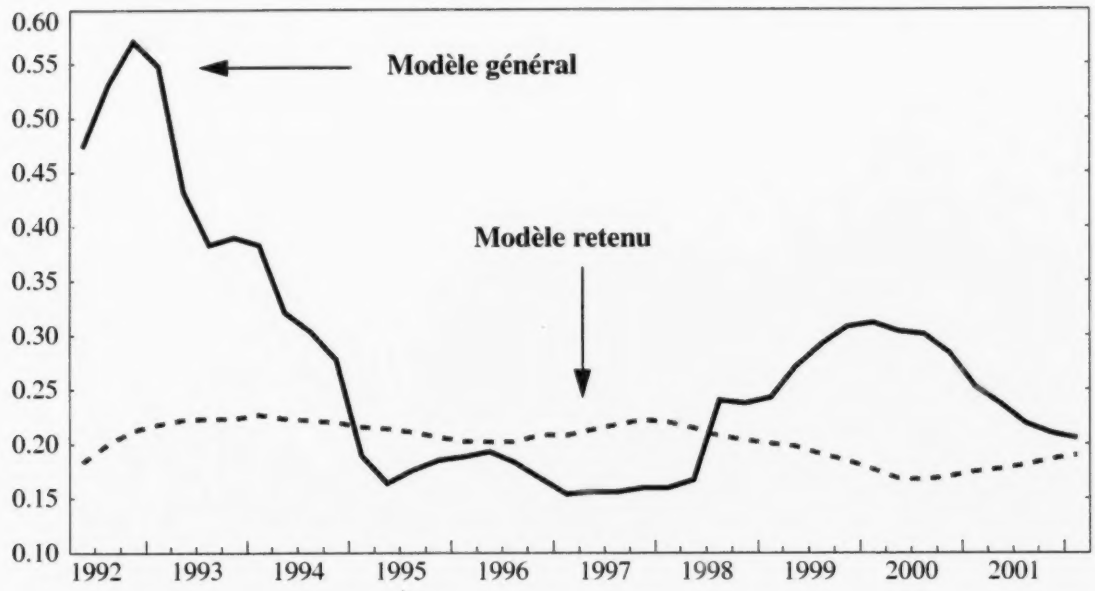
Tableau 4 : Vecteurs de cointégration (Stock et Watson)

Taux de change	Productivité relative	NFA/PIB	Prix réel du pétrole	Constante
1	-4,18	0,005	-0,283	-3,65
1	-3,79	-0,008	-	-4,50
1	-5,10	-	-0,170	-4,03

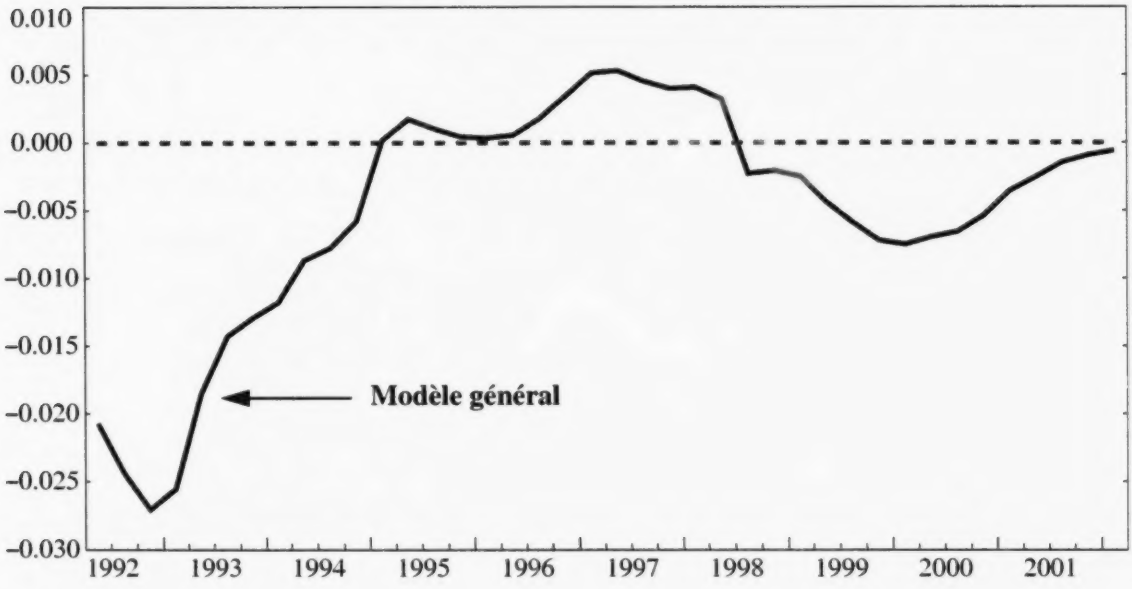
Graphique 1: Stabilité du paramètre associé à la productivité relative



Graphique 2: Stabilité du paramètre associé au prix réel du pétrole



Graphique 3: Stabilité du paramètre associé au ratio NFA/PIB



3.2 Résultats de l'estimation et comportement du modèle

Le modèle à correction d'erreurs est décrit par l'équation suivante :

$$\Delta e_t = A(L)\Delta e_{t-1} + C(L)\Delta nfa_t + D(L)\Delta ydiff_t + E(L)\Delta RRdiff_t - \lambda(Coint_{t-1}), \quad (14)$$

où

$$Coint_t = e_t - (5,10Prod_t + 0,17Lrwti_t + 4,03) \quad (15)$$

et, e est le taux de change réel publié par le Réserve fédérale américaine, $RRdiff$ le différentiel des taux d'intérêt réels de long terme (obligations gouvernementales à échéance de 10 ans) et $RWTI$ le prix réel du pétrole. Le vecteur de cointégration est estimé à l'aide de la méthode de Stock et Watson[7].

En raison de la présence de termes contemporains dans la dynamique de court terme, nous avons utilisé l'approche des variables instrumentales pour estimer l'équation 14. Les écarts-types des coefficients estimés ont été corrigés à l'aide de l'approche de Newey-West. Les retards ont été spécifiés selon une approche allant du général au spécifique. En partant de quatre retards, nous avons enlevé les coefficients dont la statistique t était inférieure à 1. Par la suite, nous avons retiré les coefficients qui contribuaient à détériorer la qualité des prévisions hors échantillon. Le Tableau 5 montre les résultats de l'estimation de l'équation 14. Il n'y a pas d'autocorrélation des erreurs. Le coefficient associé au terme de correction des erreurs prend la valeur -0,21. La dynamique de court terme est dominée par l'évolution des écarts des taux de croissance des PIB réels, de la première différence du différentiel des taux d'intérêt réel et de la première différence des actifs nets à l'étranger[8]. Comme prévu, les coefficients associés aux écarts des taux de croissance des PIB réels sont positifs et statistiquement significatifs. Le coefficient du retard de la première différence des actifs nets à l'étranger a un signe négatif et est statistiquement significatif. Ce résultat concorde avec le fait qu'à court terme, une hausse des actifs nets à l'étranger implique une offre accrue de dollars américains, ce qui contribue à déprécier la devise américaine.

---

7. Nous avons également estimé le vecteur de cointégration au sein de l'équation dynamique à l'aide d'une régression non linéaire. Les résultats sont similaires. Toutefois, la qualité des prévisions hors échantillon est légèrement supérieure lorsque nous utilisons l'approche de Stock et Watson.
8. Il est à noter que les retards de la première différence du prix réel du pétrole et du différentiel des taux d'intérêt ont été retirés puisqu'ils contribuaient à détériorer la qualité des prévisions hors échantillon du modèle.

Tableau 5 : Variable dépendante : première différence du taux de change réel publié par la Réserve fédérale américaine (c.-à-d. Δe_t)

Régresseurs	Coefficients	Stat-T
Δe_{t-1}	0,189	2,39
Δe_{t-3}	0,228	3,06
Δe_{t-4}	0,128	2,10
Δnfa_{t-1}	-0,982	-3,04
$\Delta ydiff_t$	1,887	2,70
$\Delta ydiff_{t-3}$	0,880	1,92
$\Delta RRdiff_{t-1}$	0,878	2,35
Terme de correction des erreurs	-0,214	-5,33

L'Annexe 2 présente la réaction du modèle aux différents types de chocs. Le Graphique 1 montre la réaction du taux de change réel à plusieurs types de chocs transitoires. Selon le modèle, un choc positif initial et sans persistance de 0,5% à l'écart des taux de croissance des PIB réels entraîne une appréciation du dollar américain atteignant un sommet de 1,0 %. De plus, une hausse initiale et sans persistance de 0,5 point de pourcentage du ratio NFA/PIB se traduit par une dépréciation temporaire du taux de change, qui atteint un creux d'un peu plus de 0,4 %.

Le Graphique 2 de l'Annexe 2 présente la réaction du taux de change réel à des chocs temporaire et permanent appliqués au prix réel du pétrole. Conformément au vecteur de cointégration, un choc positif et permanent de 10 % au prix réel du pétrole entraîne une appréciation très graduelle de 1,7% du taux de change réel. Finalement, le Graphique 3 de l'Annexe 2 compare les réactions du taux de change réel aux deux types de chocs ayant des effets permanents. Nous constatons que l'ajustement du taux de change réel est très graduel. La convergence vers le nouvel état stationnaire s'effectue en trois ou quatre ans. De plus, conformément aux paramètres du vecteur de cointégration, une hausse initiale de 0,5 % de la productivité relative provoque une appréciation permanente de 2,5 % du taux de change réel.

Dans le but de tenter d'évaluer si le taux de change réel est présentement surévalué ou sous-évalué par rapport à son niveau d'équilibre, nous devons faire des hypothèses concernant les niveaux de la productivité relative et du prix réel du pétrole à l'état stationnaire. Le Tableau 6 montre les résultats correspondant à plusieurs hypothèses. L'hypothèse concernant le prix réel du pétrole est tirée des résultats de Demers, Lalonde et Zhu (2003). Concernant la productivité relative, nous présentons trois hypothèses. La première suppose une convergence vers le niveau actuel de la productivité relative. Les résultats montrent que le taux de change réel américain serait alors sous-évalué de 8 %. Toutefois, étant donné qu'une partie de la hausse de la productivité relative enregistrée à la fin des années 1990 pourrait être liée à la bulle ayant affecté le secteur de la haute technologie, l'hypothèse de convergence à l'état stationnaire aux niveaux actuels de productivité relative est probablement peu vraisemblable. De plus, nous pouvons penser que les partenaires commerciaux des Américains finiront par bénéficier de transferts technologiques.

Par conséquent, nous présentons les résultats correspondant à des hypothèses de rattrapage des gains de productivité enregistrés aux États-Unis depuis 1998T1 et 2000T1. Dans le cas où les écarts de productivité convergeraient vers un niveau correspondant à celui prévalant en 2000T1, le taux de change réel américain serait actuellement surévalué de 9 %. De plus, sous l'hypothèse de convergence aux niveaux existant avant la forte croissance de la productivité américaine enregistrée à la fin des années 1990 (c.-à-d. 1998T1), le taux de change réel américain serait présentement surévalué de 18 %.

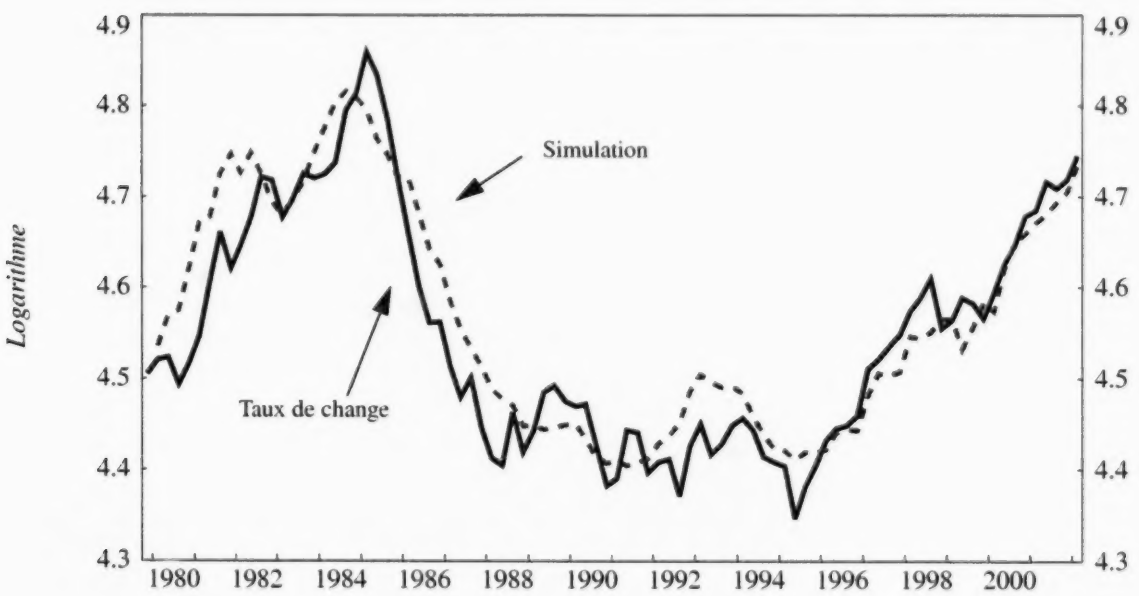
Tableau 6 : Surévaluation ou sous-évaluation du taux de change réel (par rapport au niveau de 2002T2)

Hypothèse concernant la productivité relative à l'état stationnaire	Hypothèse concernant le prix réel du pétrole à l'état stationnaire (hypothèse tirée du nouveau modèle de prévision du prix réel du pétrole)	Surévaluation actuelle du taux de change (signe positif) Sous-évaluation actuelle du taux de change (signe négatif)
Niveau actuel de la productivité relative	16,9 $	-8 %
Retour au niveau de productivité relative prévalant au premier trimestre de 2000	16,9 $	+9 %
Retour au niveau de productivité relative prévalant au premier trimestre de 1998	16,9 $	+18 %

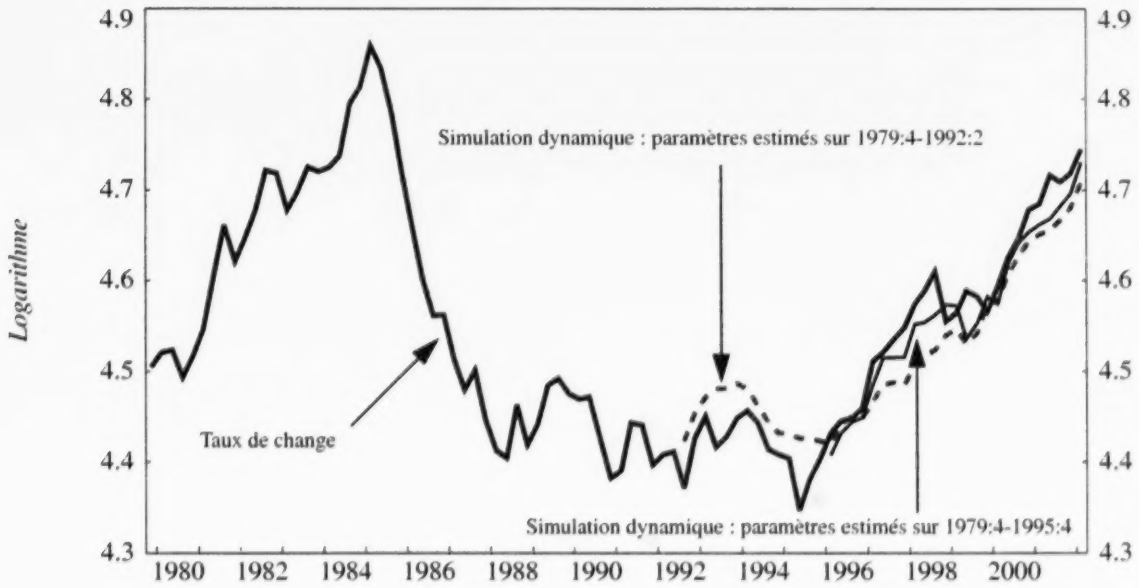
3.3 Qualité des prévisions du modèle

Dans le but d'évaluer la qualité des prévisions de l'équation du taux de change réel, nous effectuons trois types d'analyses. La première consiste à effectuer des simulations dynamiques à l'aide des paramètres estimés, soit sur l'ensemble de l'échantillon, soit sur des sous-ensembles (voir les Graphiques 4 et 5). Dans un deuxième temps, nous avons réalisé des exercices récursifs de prévision hors échantillon du niveau du taux de change réel, à quatre et huit trimestres à l'avance. Deux périodes de prévision sont présentées, l'une d'une durée de 40 trimestres s'échelonnant du troisième trimestre de 1992 au premier trimestre de 2002 et l'autre centrée sur l'épisode récent d'appréciation importante du taux de change réel (Tableau 7). Finalement, nous avons effectué des tests imbriqués (« encompassing tests ») qui visent à déterminer s'il est statistiquement possible d'améliorer la prévision de notre modèle en utilisant celle issue d'une marche aléatoire et s'il est statistiquement possible d'améliorer la prévision de la marche aléatoire à l'aide de celle de notre modèle.

Graphique 4: Simulation dynamique sur l'ensemble de l'échantillon



Graphique 5: Simulations dynamiques hors échantillon



Le Graphique 4 montre que notre équation capte très bien les mouvements du taux de change réel, et ce, plus particulièrement depuis 1990. De plus, les simulations dynamiques présentées aux Graphiques 4 et 5, montrent que nous obtenons sensiblement le même résultat si nous estimons les paramètres sur les sous-échantillons 1979T3-1992T2 et 1979T3-1995T4. D'ailleurs, les résultats présentés aux Tableau 7 montrent que notre équation génère des erreurs quadratiques moyennes systématiquement et largement inférieures à celles issues d'une marche aléatoire. Les tests de prévisions hors échantillon imbriqués montrent systématiquement que nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle qu'il est possible d'améliorer la prévision hors échantillon d'une marche aléatoire en utilisant celle de notre équation (voir le Tableau 8). De plus, à un seuil se situant entre 1 et 5 %, nous rejetons toujours l'hypothèse nulle qu'il est possible d'améliorer la prévision hors échantillon de notre modèle en utilisant celle d'une marche aléatoire (voir le Tableau 9).

Tableau 7 : Résultats des exercices de prévision hors échantillon du modèle (variable prévue : niveau du taux de change réel publié par le Réserve fédérale américaine)

Nombre de trimestres à l'avance	1992T3-2002T1		1996T1-2002T1	
	RMSE	Theil-U	RMSE	Theil-U
4	0.03984	0.68596	0.03168	0.48085
8	0.05805	0.64516	0.04781	0.43759

Tableau 8 : Seuil de confiance des tests imbriqués

Tests imbriqués : A= modèle de correction des erreurs et B= la marche aléatoire Hypothèses nulle : B est imbriqué dans A		
Nombre de trimestres à l'avance	**1992T3-2002T2**	**1996T1-2002T2**
4	0,28623	0,67673
8	0,56595	0,99997

Tableau 9 : Seuil de confiance des tests imbriqués

Tests imbriqués : A= modèle de correction des erreurs et B= la marche aléatoire Hypothèses nulle : A est imbriqué dans B		
Nombre de trimestres à l'avance	**1992T3-2002T2**	**1996T1-2002T2**
4	0,00508	0,00496
8	0,03324	0,00001

4. Conclusion

Cette étude avait pour but de construire une simple équation nous permettant d'endogénéiser le taux de change réel effectif américain au sein du futur modèle de prévision de l'économie américaine. Cette équation doit répondre à deux critères. Premièrement, elle doit générer de bonnes prévisions hors échantillon. Deuxièmement, le niveau du taux de change réel doit converger vers un équilibre stationnaire endogène. Concernant le premier critère, les résultats démontrent que la qualité des prévisions hors échantillon du modèle retenu est largement supérieure à celle d'une marche aléatoire ou d'un modèle auto-régressif. À propos du deuxième critère, au sein du modèle retenu, le taux de change réel converge vers un équilibre stationnaire déterminé par les équilibres de la productivité relative et du prix du pétrole.

BIBLIOGRAPHIE

Amano R. et Simon Van Norden (1998). « Exchange Rates and Oil Prices », *Review of International Economics*, vol. 6, p. 683-694.

Bailey, M., S. Millard., et S. Wells (2001). « Capital flows and exchange rates », *Bank of England Quarterly Bulletin*, automne 2001.

Balassa, B. (1964). « The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, vol. 72, p. 584-596.

Baxter, M. (1994). « Real Exchange Rates and Real Interest Rate Differentials: Have We Missed the Business-Cycle Relationship? », *Journal of Monetary Economics*, vol. 33, p. 5-37.

Breuer, J. (1994). « An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity » dans Williamson, J. *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington DC, Institute for International Economics.

Canzoneri, M. B., R. E. Cumby et B. Diba (1999). « Relative Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: evidence from a Panel of OECD countries », *Journal of International Economics*, vol. 47, p. 245-266.

Clark, P.B. et R. Macdonald (1998). « Exchange Rate and Economic Fondamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs », document de travail du FMI 98/00

Chong, Y et D. Hendry (1986). « Econometric Evaluation of Linear Macroeconomic Models », *Review of Economic Studies*, vol. 53, p. 671-90.

Demers, F, R. Lalonde et Z. Zhu (à venir). « Forecasting and Analyzing World Commodity Prices », document de travail de la Banque du Canada.

Dornbusch, R. (1976). « Expectations and Exchange Rate Dynamics », *Journal of Political Economy*, vol. 84, p. 1161-1176.

Dornbusch, R. et S. Fischer, (1980). « Exchange Rates and the Current Account », *American Economic Review*, vol. 70, p. 960-971.

Edison, H. et D. Pauls (1993). « A re-assessment of the relationship between real exchange rates and real interest rates: 1974-1990 », *Journal of Monetary Economics*, p. 165-188.

Engel, Charles. (1999). « Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes », *Journal of Political Economy*, vol. 107, p. 507-538.

Gorbachev O., N. Stoffels et C. Tille (2001). « To What Extent Does Productivity Drive the Dollar? », *Federal Reserve Bank of New York*, vol. 7 n° 8, août.

Hsieh, A. David (1982). « The Determination of the Real Exchange Rate », *Journal of International Economics*, vol. 12, p. 355-362.

Johansen, S. et K. Juselius (1990). « Maximun Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, p. 169-210.

Johansen, S. et K. Juselius (1992). « Testing Structural Hypothese in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK », *Journal of Econometrics*, vol. 53, p. 211-244.

MacDonald, R. et J. Stein (1998). « What do we really know about real exchange rates ». *In: Equilibrium Exchange Rates*, publié sous la direction d'Amsterdam Kluwer.

MacDonald, R. et J. Nagayasu (1999). «*The Long-Run Relationship Between Real Echange Rates and Real Interest Rate Differentials: A Panel Study* », IMF Staff Papers, vol. 47-1.

Meese, R. et K. Rogoff (1983). « Was it Real? The Exchange Rate Models of the Seventies: Do they Fit Out of Sample? », *Journal of International Economics*, vol. 14, p. 3-24.

Meese, R. et K. Rogoff (1988). « Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period », *The Journal of Finance*, vol. XLIII, 4.

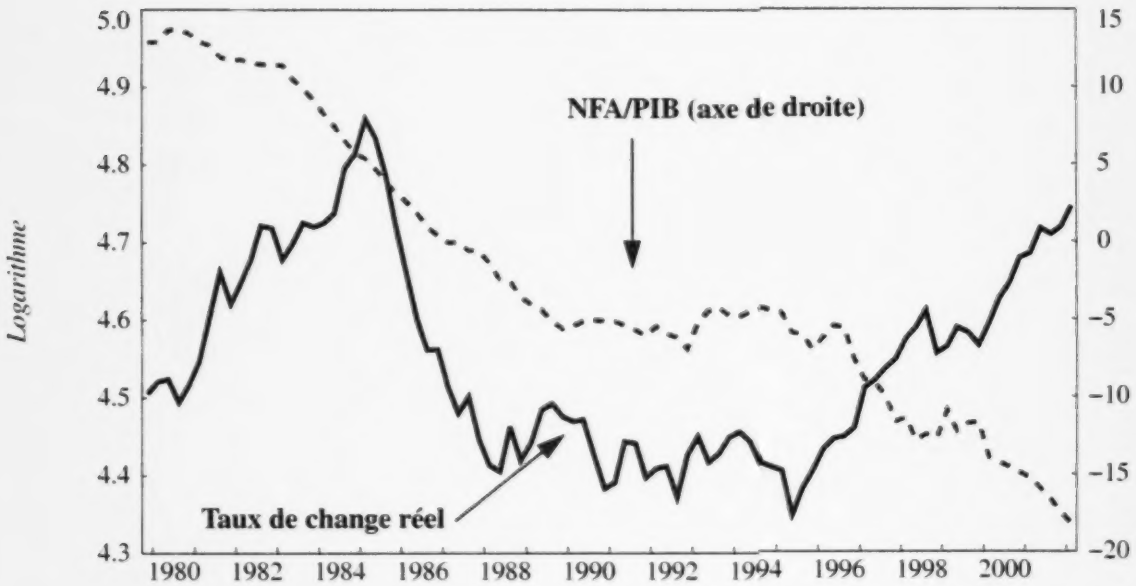
Paquet A. (1994). « A Guide to Applied Modern Macroeconometrics », document technique, CREFE.

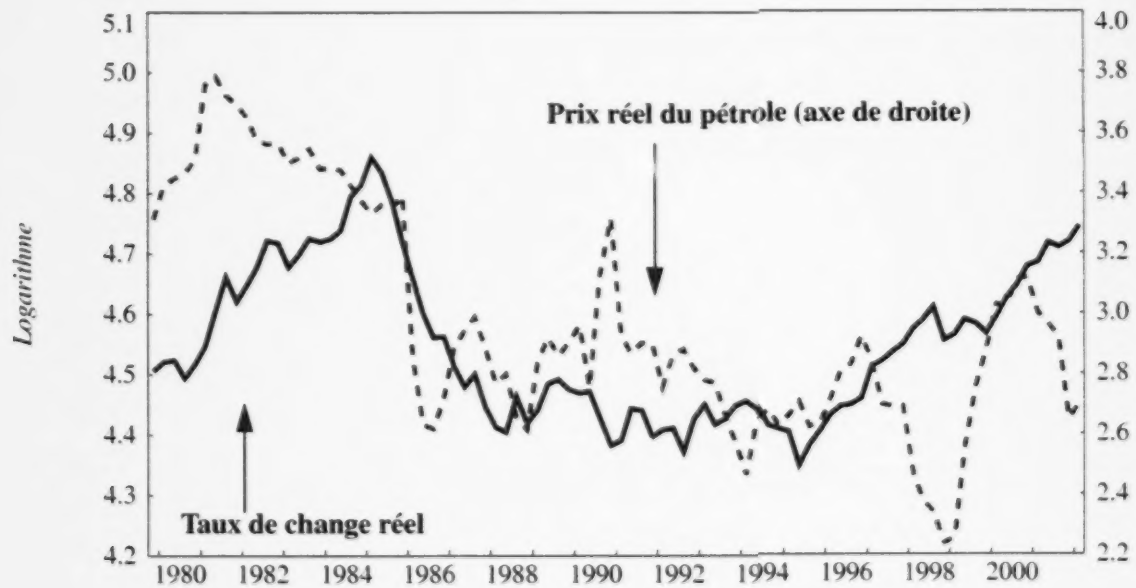
Saikkonen, P. (1991). « Asymptotically Efficient Estimation of Cointegrating Regressions », *Econometric Theory*, vol. 7, p. 1-21.

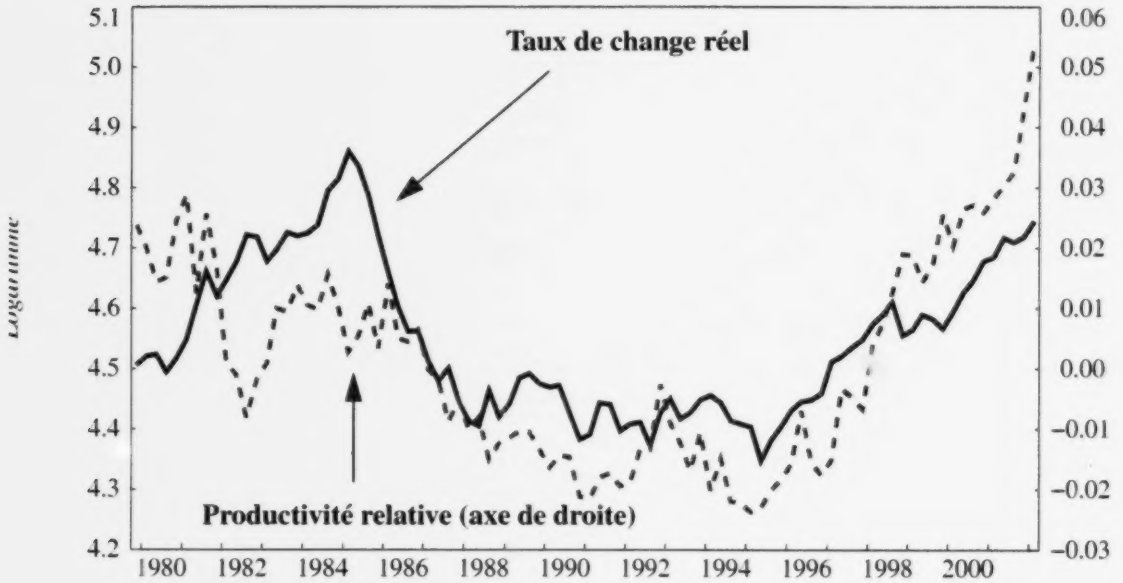
Samuelson, P. (1964). « Theoretical Problems on Trade Problems », *Review of Economics and Statistics*, vol. 46, p. 145-154.

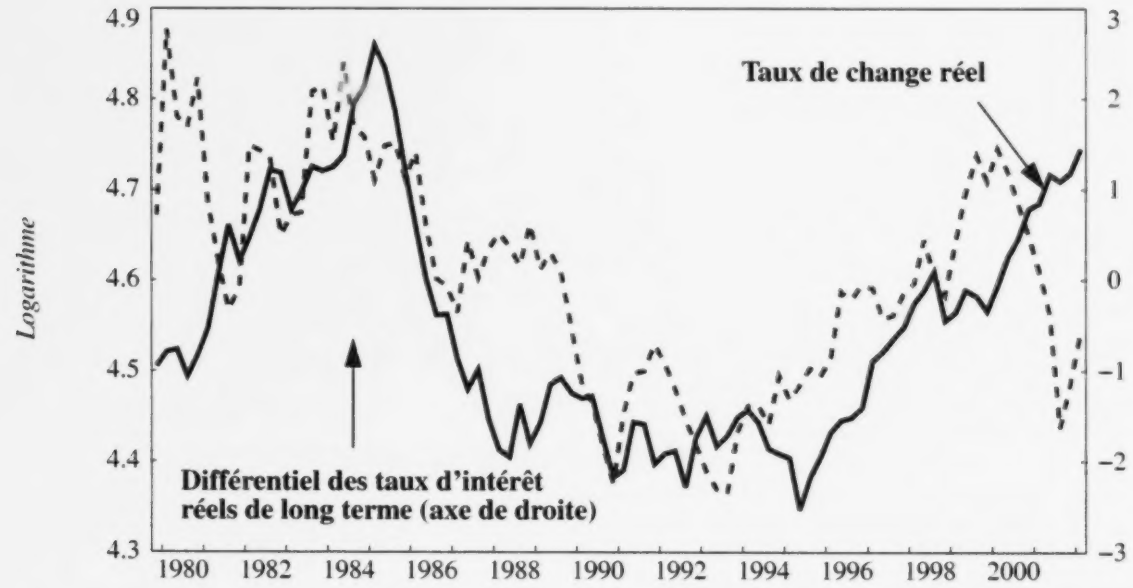
Stein, J. L. (1995). « The Fundamental Determinants of the Real Exchange Rate of the US Dollar Relative to the Other G-7 Currencies », document de travail n° 95/81 du Fonds monétaire international.

Annexe 1: Variables pouvant potentiellement être cointégrées avec le taux de change réel



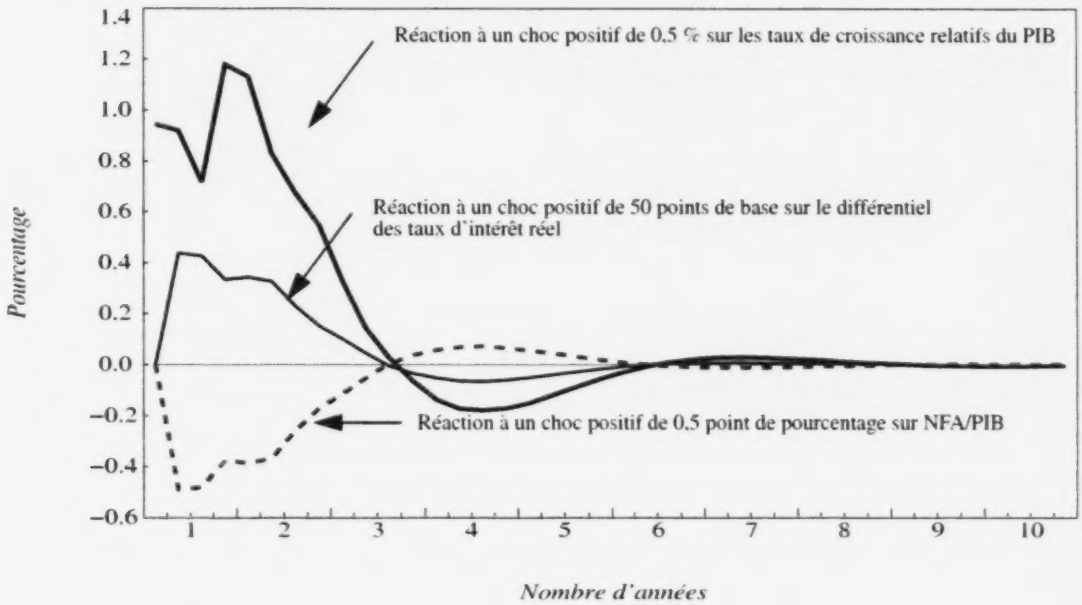



Logarithme
Taux de change réel
Productivité relative (axe de droite)
5.1
5.0
4.9
4.8
4.7
4.6
4.5
4.4
4.3
4.2
0.06
0.05
0.04
0.03
0.02
0.01
0.00
−0.01
−0.02
−0.03
1980 1982 1984 1986 1988 1990 1992 1994 1996 1998 2000

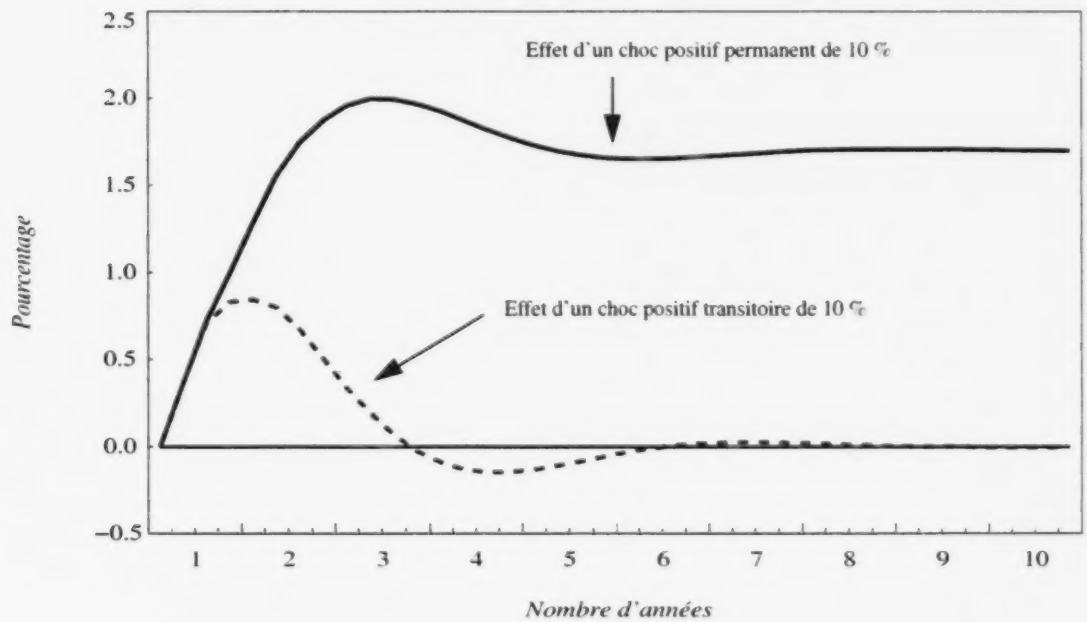

Logarithme
Taux de change réel
Différentiel des taux d'intérêt
réels de long terme (axe de droite)
4.9
4.8
4.7
4.6
4.5
4.4
4.3
3
2
1
0
−1
−2
−3
1980 1982 1984 1986 1988 1990 1992 1994 1996 1998 2000

Annexe 2 : Comportement du modèle

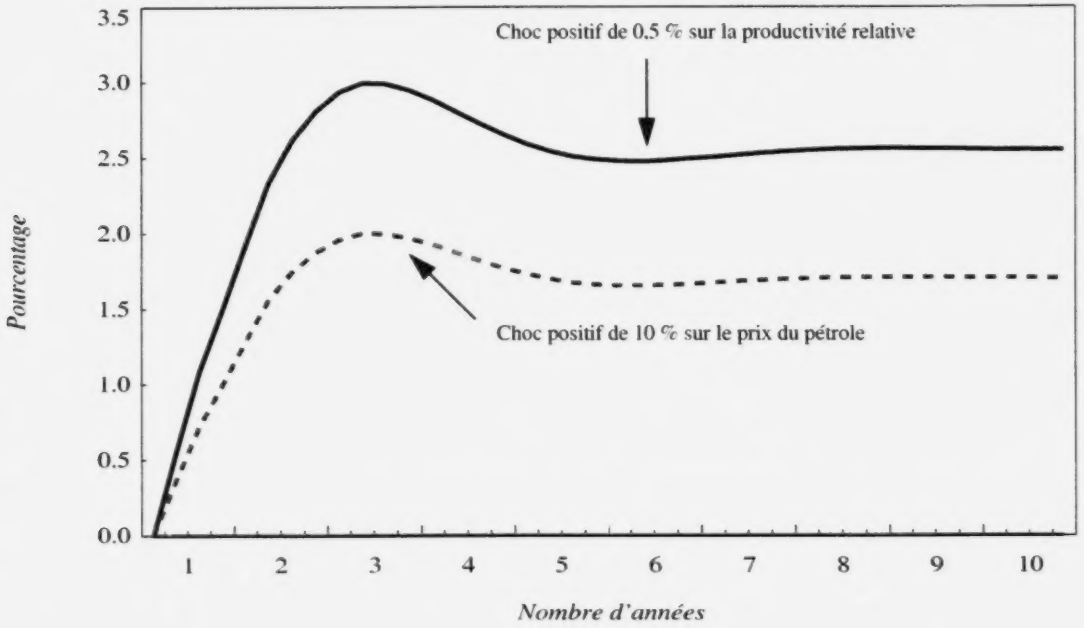
Graphique 1 : Réaction du taux de change réel à différents chocs ayant des effets transitoires



Graphique 2 : Réaction du taux de change réel à des chocs permanent et transitoire sur le prix du pétrole



Graphique 3 : Réaction du taux de change réel aux chocs permanents



Annexe 3 : Modèle alternatif

Cette annexe présente certains résultats associés au modèle reposant sur une relation de cointégration entre le taux de change réel, la productivité relative et les actifs nets à l'étranger. Le Tableau 10 présente les résultats d'estimation. Les paramètres du vecteur de cointégration ont été estimés à l'aide de l'approche de Stock et Watson (voir le Tableau 4). La spécification de la dynamique de court terme est identique à celle du modèle retenu. Le Tableau 11 montre les résultats des exercices de prévision hors échantillon effectués à l'aide du modèle alternatif. La qualité des prévisions associées au modèle alternatif est médiocre. L'erreur quadratique moyenne du modèle est toujours plus élevée que celle issue d'une marche aléatoire.

Tableau 10 : Variable dépendante : première différence du taux de change réel publié par la Réserve fédérale américaine (Δe_t)

Régresseurs	Coefficients	Stat-T
Δe_{t-1}	0,267	3,27
Δe_{t-3}	0,285	3,59
Δe_{t-4}	0,171	2,86
Δnfa_{t-1}	-0,015	-5,03
$\Delta ydiff_t$	0,751	1,29
$\Delta ydiff_{t-3}$	0,629	1,43
Terme de correction des erreurs	-0,135	-3,62

Tableau 11 : Résultats des exercices de prévision hors échantillon du modèle alternatif (variable prévue : niveau du taux de change réel publié par le Réserve fédérale américaine)

Nombre de trimestres à l'avance	1992T3-2002T1		1996T1-2002T1	
	RMSE	Theil-U	RMSE	Theil-U
4	0,06696	1,16300	0,07385	1,15767
8	0,11703	1,30973	0,12827	1,26499

Documents de travail de la Banque du Canada
Bank of Canada Working Papers

Les documents de travail sont publiés généralement dans la langue utilisée par les auteurs; ils sont cependant précédés d'un résumé bilingue. **Working papers are generally published in the language of the author, with an abstract in both official languages.**

2003

2003-01	Banking Crises and Contagion: Empirical Evidence	E. Santos

2002

2002-42	Salaire réel, chocs technologiques et fluctuations économiques	D. Tremblay
2002-41	Estimating Settlement Risk and the Potential for Contagion in Canada's Automated Clearing Settlement System	C.A. Northcott
2002-40	Inflation Changes, Yield Spreads, and Threshold Effects	G. Tkacz
2002-39	An Empirical Analysis of Dynamic Interrelationships Among Inflation, Inflation Uncertainty, Relative Price Dispersion, and Output Growth	F. Vitek
2002-38	Oil-Price Shocks and Retail Energy Prices in Canada	M. Chacra
2002-37	Alternative Public Spending Rules and Output Volatility	J.-P. Lam et W. Scarth
2002-36	Une approche éclectique d'estimation du PIB potentiel américain	M.-A. Gosselin et R. Lalonde
2002-35	The Impact of Common Currencies on Financial Markets: A Literature Review and Evidence from the Euro Area	L. Karlinger
2002-34	How Do Canadian Banks That Deal in Foreign Exchange Hedge Their Exposure to Risk?	C. D'Souza
2002-33	Alternative Trading Systems: Does One Shoe Fit All?	N. Audet, T. Gravelle et J. Yang
2002-32	Labour Markets, Liquidity, and Monetary Policy Regime	D. Andolfatto, S. Hendry et K. Moran
2002-31	Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics: Canadian Evidence	C. Gauthier et D. Tessier
2002-30	Inflation Expectations and Learning about Monetary Policy	D. Andolfatto, S. Hendry et K. Moran
2002-29	Exponentials, Polynomials, and Fourier Series: More Yield Curve Modelling at the Bank of Canada	D.J. Bolder et S. Gusba
2002-28	Filtering for Current Analysis	S. van Norden
2002-27	Habit Formation and the Persistence of Monetary Shocks	H. Bouakez, E. Cardia et F.J. Ruge-Murcia

Pour obtenir des exemplaires et une liste complète des documents de travail, prière de s'adresser à :
Copies and a complete list of working papers are available from:

Diffusion des publications, Banque du Canada
234, rue Wellington, Ottawa (Ontario) K1A 0G9
Adresse électronique : publications@banqueducanada.ca
Site Web : http://www.banqueducanada.ca

Publications Distribution, Bank of Canada
234 Wellington Street, Ottawa, Ontario K1A 0G9
E-mail: publications@bankofcanada.ca
Web site: http://www.bankofcanada.ca